

### Ist Bildung gleich Bildung? Der Einfluss von Schulbildung auf ausländerablehnende Einstellungen in verschiedenen Alterskohorten

Hadwiger, Klaus

Forschungsbericht / research report

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:  
SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Hadwiger, K. (2006). *Ist Bildung gleich Bildung? Der Einfluss von Schulbildung auf ausländerablehnende Einstellungen in verschiedenen Alterskohorten*. (Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart -SISS-, 1/2006). Stuttgart: Universität Stuttgart, Fak. 10 Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Institut für Sozialwissenschaften. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-113739>

#### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

#### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

**SISS:**

**Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften  
der Universität Stuttgart**

**No. 1 / 2006**

**Ist Bildung gleich Bildung?**

**Der Einfluss von Schulbildung auf ausländerablehnende  
Einstellungen in verschiedenen Alterskohorten**

**Klaus Hadwiger**

**Universität Stuttgart  
Institut für Sozialwissenschaften  
Abteilung für Soziologie und  
empirische Sozialforschung (SOWI IV)**

**70174 Stuttgart**



**SOWI**

ISSN 0945-9197

**SISS:  
Schriftenreihe  
des Instituts für Sozialwissenschaften  
der Universität Stuttgart: No. 1 / 2006**

---

Ist Bildung gleich Bildung?  
Der Einfluss von Schulbildung auf ausländerablehnende  
Einstellungen in verschiedenen Alterskohorten

---

Klaus Hadwiger

**Universität Stuttgart  
Institut für Sozialwissenschaften  
Abteilung für Soziologie und  
empirische Sozialforschung (SOWI IV)**

**70174 Stuttgart**

## Ist Bildung gleich Bildung? Der Einfluss von Schulbildung auf ausländerablehnende Einstellungen in verschiedenen Alterskohorten

**Z u s a m m e n f a s s u n g:** Gegenstand dieser Studie ist die Untersuchung der Effekte von Schulbildung und Alter auf autoritaristische und ausländerablehnende Einstellungen. Es wird angenommen, dass Schulbildung nicht unabhängig vom Zeitpunkt ihres Erwerbs zu sehen ist. Zur statistischen Überprüfung wird die Konzeption von Interaktionsvariablen (Bildung x Alter) vorgeschlagen, die unter Kontrolle der Haupteffekte in einer Strukturgleichungsmodellierung die postulierten kohortenspezifischen Bildungseffekte zeigen sollen. Folgende Effekte werden erwartet: In der Gruppe der jungen Erwachsenen mindern Lebenszykluseffekte den negativen Effekt von Schulbildung. Für die älteren Erwachsenen wird erwartet, dass der mindernde Einfluss höherer Bildung aufgrund von Generationseffekten ebenfalls zurückgeht. Diese Effekte sind jeweils auf die Gruppe der Erwachsenen bezogen, für die der stärkste mindernde Bildungseffekt erwartet wird. Die empirischen Ergebnisse bestätigen diese Annahmen jedoch nicht, es können keine kohortenspezifischen Bildungseffekte gefunden werden. Schulbildung als Haupteffekt erweist sich als starker Prädiktor und zeigt unabhängig vom Alter einen negativen Effekt sowohl auf Autoritarismus, als auch auf Ausländerablehnung. Alter zeigt einen signifikant positiven Effekt auf Autoritarismus. Ein höheres Ausmaß an Ausländerablehnung kommt jedoch nur durch den indirekten Effekt über Autoritarismus als Mediator zustande. Diese Effekte sind zudem nur in der Gruppe der älteren Erwachsenen zu finden. Ein Multigruppenvergleich bestätigt die Ergebnisse: Bildung wirkt unabhängig vom Alter mindernd auf die Höhe von autoritaristischen und ausländerablehnenden Einstellungen.

## Does Education Equal Education? The Effects of School Education on Anti-Foreigner Attitudes in Different Age Cohorts

**A b s t r a c t:** This study investigates the effects of school education and age on authoritarian and anti-foreigner attitudes. It is assumed that school education cannot be seen independently from the time of its achievement. For the statistical test, the construction of interaction variables (education x age) is proposed. A linear structural equation model with latent variables is specified and should reveal distinct, cohort-specific effects of these interaction variables. The main effects of education and age are controlled. The expected effects are: in the group of young adults, life-cycle effects should reduce the educational effect. Due to generation- (or birth cohort-) specific effects, elder adults should also show a reduced educational effect. All effects are estimated relatively to the effects of the adult-group, which is expected to show the strongest educational effect. The statistical test, however, did not confirm these assumptions. No cohort-specific effects of education were found. Education as a main effect is a strong predictor and shows, independently of age, the highest negative effects on authoritarianism and on anti-foreigner attitudes. Age reveals a significant and positive effect on authoritarianism. A significant influence on anti-foreigner attitudes could only be found through the mediation of authoritarianism, however. In addition, these effects were only found in the group of the elder adults. A multiple-group analysis was conducted and could confirm the above findings: education reduces authoritarian and anti-foreigner attitudes (independently of age).

## 1. Einleitung und Problemstellung

Sozialwissenschaftliche Analysen der Ursachen von ausländerablehnenden Einstellungen sowie von Ethnozentrismus oder Antisemitismus gehen meistens davon aus, dass diese Einstellungsmuster von intra-personalen Faktoren (meist in Form einer autoritären Persönlichkeitsstruktur) und von sozialstrukturellen Merkmalen auf der Individualebene (Indikatoren der sozialen Lage) determiniert werden (exemplarisch bei Lüdemann 2000, Rippl/Seipel 2002 und Heyder/Schmidt 2000). Eine Analyse der empirischen Ergebnisse verschiedener Studien zeigt, dass sich vor allem die Soziale-Lage-Indikatoren, Schulbildung und Alter als starke Prädiktoren für die statistische Erklärung sowohl von Autoritarismus als auch von Ausländerablehnung erweisen. So stellten zum Beispiel Aribert Heyder und Peter Schmidt in mehreren Studien fest, „dass das Bildungsniveau nach dem Autoritarismus den größten kausalen Effekt auf die Ausprägung ethnozentristischer Einstellungen ausübt. Die drittgrößte Wirkung ging vom Alter der Befragten aus“. Und weiter: „Den stärksten kausalen Einfluss auf Autoritarismus hatte dagegen die Höhe des Lebensalters, gefolgt vom Bildungsniveau“ (Heyder/Schmidt 2002, 139). In der vorliegenden Studie soll Schulbildung als Determinante von ausländerablehnenden Einstellungen im Kontext des Zeitpunkts ihres Erwerbs untersucht werden. Die Variable „Alter“ bestimmt dabei als Moderator die Effekte von „Bildung“. In einer komplexen statistischen Modellierung wird untersucht, ob solche distinkten Interaktionseffekte von Bildung und Alter auf Autoritarismus und Ausländerablehnung vorliegen.

Üblicherweise wird Schulbildung als unabhängige Variable konzipiert (zum Beispiel bei Lüscher 1997 und Lüdemann 2000), deren Einfluss auf diskriminierende Einstellungen in nahezu allen Forschungsergebnissen bestätigt wird, z.B.: „je höher der Bildungsabschluss, desto geringer der Antisemitismus“ (Bergmann/Erb 1991, 75). Zusammen mit weiteren Indikatoren, wie Alter oder Berufsprestige, sollen so die sozialstrukturell bedingten Einflussgrößen kontrolliert werden. Die theoretischen Begründungen solcher Zusammenhänge sind vielfältig: So gehen zum Beispiel deprivationstheoretische Ansätze davon aus, dass ein niedriger Bildungsabschluss den Zugang zu zentralen und gewünschten gesellschaftlichen Ressourcen (wie Berufschancen oder Einkommen) verhindern kann. Wird dies relativ zu den Standards der Gesamtgesellschaft oder der Bezugsgruppe als Mangel wahrgenommen, können diskriminierende Einstellungen die Folge sein (vgl. Rippl/Seipel 2002). Dabei wird ein zentrales Problem der Messung des Zusammenhangs von soziodemographischen Variablen wie Alter oder Bildung und diskriminierenden Einstellungen deutlich: demographische Variablen wie Alter oder Bildung besitzen „lediglich den Charakter von (leicht zu messenden) *Proxy-Variablen* für (schwierig zu messende) innere Prozesse beim Akteur“ (Lüdemann 2000, 385; Hervorhebung im Original). So ist auf die Frage einzugehen, was hinter den

mindernden Einflüssen von Bildung auf ethnozentristische oder autoritaristische Einstellungen steht: Neben höheren kognitiven und sozialen Kompetenzen wird ein über die Bildungsexpansion vermittelter Wertewandel als Ursache von abnehmenden ausländerablehnenden Einstellungen genannt (vgl. Hopf 1999). Peter Noack stellt auch die Frage, ob unterschiedliche Einstellungen in Abhängigkeit vom Schultyp nicht reine Selektionseffekte darstellen, die eigentlich auf den familialen Hintergrund verweisen (vgl. Noack 2001)

Nun betont jedoch Christian Lüdemann, dass die Effekte von Bildung und Alter nicht isoliert zu betrachten sind, sondern zu konditionalisieren seien, da sie nur bei Vorliegen zusätzlicher Bedingungen aufträten (vgl. Lüdemann 2000). Auch Christian Seipel und Susanne Rippl weisen als Fazit ihrer Untersuchungen darauf hin, dass demographische Variablen im Kontext unterschiedlicher Rahmenbedingungen zu sehen seien. Zugleich stellen sie einen Bedarf an einer stärkeren theoretischen Integration des Bildungseffektes fest (vgl. Seipel/Rippl 2000).

Diese Gedanken werden im vorliegenden Beitrag aufgegriffen. In vielen Studien wird argumentiert, dass gerade Bildung nicht unabhängig vom Lebensalter zu verstehen sei. Aribert Heyder und Peter Schmidt weisen zum Beispiel darauf hin, dass die Beziehung zwischen der Qualität der schulischen Ausbildung und der Höhe des Lebensalters bei der Interpretation ihrer Ergebnisse zu berücksichtigen sei, da der prägenden Sozialisationsphase eine entscheidende Bedeutung zukomme: „denn neben Bildung spielt auch das Alter, bzw. die Generationszugehörigkeit eine nicht unerhebliche Rolle“ (Heyder/Schmidt 2002, 125). Sie stützen sich dabei auf die Untersuchungen von Bergmann und Erb, die konstatieren, dass höhere Bildung per se keinesfalls gegen Vorurteile immunisiere. So seien zur Zeit des Nationalsozialismus gerade die Gebildeten und Eliten in der Lage gewesen, die nationalsozialistische Rassenideologie zu rezipieren und sozial vorgegebene Normen zu übernehmen (vgl. Bergmann/Erb 1991). Die Autoren schließen daraus, dass Bildung nur dann Vorurteil und Fremdenhass reduziere, wenn sie in einer liberalen und demokratischen Gesellschaft erworben wurde und deren Werte vermittele (vgl. ebd.). Damit wird auch deutlich, dass diese Effekte des Lebensalters nicht auf den Lebenszyklus (also auf altersspezifische Effekte) zurückzuführen sind, sondern auf einen positiven Generationeneffekt, genauer: auf einen Effekt von Geburtskohorten (vgl. Glenn 1977), deren Mitglieder eine ähnliche schulische Sozialisation durchlaufen haben. Zusätzlich können auch Periodeneffekte in Form von strukturellen Bedingungen des Bildungserwerbs (eingeschränkte Bildungsmöglichkeiten während des 2. Weltkrieges) wirksam sein. Ein positiver Lebenszykluseffekt kann zum Beispiel eine Rolle spielen, wenn angenommen

wird, dass mit dem Älterwerden einer Person auch das Ausmaß ihrer „Weltoffenheit“ abnimmt (vgl. Lüdemann 2000).

Nun kann jedoch argumentiert werden, dass insbesondere junge Menschen ausländerablehnende Einstellungen zeigen. Ursachen hierfür werden zum Beispiel in Modernisierungsprozessen gesehen, die in der entscheidenden Phase der Identitätsbildung zu Verunsicherungen, allgemeiner Hilflosigkeit, Bedrohungs- und Zukunftsängsten sowie Statusängsten führen können (vgl. Bacher 2001, Seipel/Rippl 2000, Heitmeyer 1989, Oesterreich 1993). Das Bedürfnis nach Reduktion dieser Unsicherheiten führe dann zu rechtsextremen Einstellungen und Verhaltensmustern. Auch hier zeigt die Variable Alter unterschiedliche Einflüsse auf den Bildungserwerb: Neben den Effekten der Geburtskohorten (Zeitpunkt des Bildungserwerbs) und den strukturellen Bedingungen (Bildungsexpansion) kommen gegenläufige Lebenszykluseffekte zum Tragen: *Vor allem in der Phase der Orientierungssuche* erschweren Modernisierungs- und Individualisierungstendenzen in Form von Periodeneffekten die Ausbildung einer konsistenten Ich-Identität und begünstigen damit zusätzlich autoritaristische und ausländerablehnende Einstellungsmuster.

Diese komplexen Interaktionen von Alter und Bildung und ihre Effekte auf Ausländerablehnung und Autoritarismus müssen auch bei der Konzeption ihrer Messung berücksichtigt werden. Deshalb wird in diesem Beitrag eine Neumodellierung der Effekte von Schulbildung als Prädiktor für Autoritarismus und Ausländerablehnung vorgeschlagen: *Der Effekt der Variablen Schulbildung soll durch Ausprägungen der Variablen Alter moderiert werden können* (Interaktionseffekt). So soll Bildung kohortenspezifische Effekte zeigen und je nach Zeitpunkt ihres Erwerbs unterschiedliche Wirkungen auf autoritaristische und ausländerablehnende Einstellungen aufweisen. In dieser Studie werden über drei Altersgruppen drei Interaktionsvariablen (Bildung x Alter) gebildet, die unter Kontrolle der Haupteffekte einen eigenständigen Einfluss auf die Konstrukte Autoritarismus und Ausländerablehnung zeigen sollen. Die Geburtskohorten werden dabei in folgende Altersgruppen aufgeteilt: 18–29 Jahre (junge Erwachsene), 30–52 Jahre (Erwachsene) und ältere Erwachsene ab 53 Jahre. Die empirische Untersuchung dieser Zusammenhänge testet also folgende Annahmen: Bildungseffekte sind nicht unabhängig vom Lebensalter zu sehen, wobei der negative Effekt von Bildung bei jungen Erwachsenen aufgrund von Lebenszykluseffekten geringer ausfallen soll, als bei der Gruppe der Erwachsenen (*Verunsicherungshypothese*). Für die Kohorte der älteren Erwachsenen wird angenommen, dass der mindernde Effekt von Schulbildung im Vergleich zur mittleren Alterskohorte ebenfalls zurückgeht (Generationseffekt, *Sozialisationshypothese*). Für die Gruppe der Erwachsenen sollte deshalb gelten: Aufgrund gefestigter politischer und personaler

Einstellungsmuster sowie einer schulischen Sozialisation, die demokratische Normen und Werte vermittelte, ist hier der stärkste negative Bildungseffekt zu erwarten. Für den empirischen Nachweis dieser Effekte muss dabei gelten, dass die geschätzten Koeffizienten der Interaktionsvariablen statistisch signifikant sind (Intra-Kohorten-Effekt) und gleichzeitig die Haupteffekte von Bildung und Alter als unabhängige Prädiktoren an statistischer Erklärungskraft verlieren (*Moderationshypothese*). Sollten sich diese Annahmen bestätigen, so kann von einer nicht-linearen Beziehung zwischen Bildung und Autoritarismus beziehungsweise Ausländerablehnung ausgegangen werden. Die theoretisch erwarteten Auswirkungen der Alterseffekte in den Gruppen als Kontext für den Bildungserwerb zeigt Tabelle 1 noch einmal in der Übersicht. Ein + indiziert dabei eine Minderung des negativen Effekts von Bildung, ein – soll eine zusätzliche Verstärkung des Bildungseffekts bedeuten. Der Gesamteffekt repräsentiert die erwarteten Gesamtwirkungen der jeweiligen Alterseffekte der Gruppen auf den Bildungseffekt:

Tabelle 1: Alterseffekte und ihre Wirkungen auf den Bildungseffekt

Altersgruppe	Generationseffekte	Lebenszykluseffekte	Periodeneffekte	Gesamteffekt
<b>1 (18-29)</b>	-	+	+	+
<b>2 (30-52)</b>	-	-	+	-
<b>3 (ab 53)</b>	+	+	+	++

Als weiterer Prädiktor für autoritaristische und ausländerablehnende Einstellungen wird das Geschlecht der Befragten in die Analyse einbezogen (vgl. dazu die teils widersprüchlichen Ergebnisse von Bergmann/Erb 1991, Lüscher 1997, Frindte et al. 1999 und Rippl et.al. 1998). Aus soziologischer Sicht wird dabei Geschlecht ebenfalls als Proxy-Variable verstanden, die typische Rollenverständnisse, soziale Identitäten und erlernte Verhaltensweisen repräsentiert.

Dieser Beitrag überprüft folgende Hypothesen: Das latente Konstrukt Autoritarismus übt einen kausalen Einfluss auf ausländerablehnende Einstellungen aus: Je eher Personen autoritaristische Einstellungsmuster zeigen, desto eher werden sie sich ausländerablehnend äußern (**H1**). Die angenommenen Interaktionseffekte von Schulbildung und Alter lassen erwarten, dass Schulbildung bei Personen der Altersgruppe 1 (18-29) einen mindernde Wirkung auf Autoritarismus und Ausländerablehnung hat, jedoch soll diese geringer ausfallen, als in Altersgruppe 2 (**H2a/b**). Die Effekte des Alters werden hier als Lebenszykluseffekte interpretiert, da vor allem junge Menschen in der Phase der Orientierungssuche auf autoritaristische und ausländerablehnende Argumente



zurückgreifen (*Verunsicherungshypothese*). Bei Personen aus der Altersgruppe 2 (30-52) sollte Schulbildung insgesamt die stärksten, mindernden Effekte auf Autoritarismus und Ausländerablehnung zeigen (**H3a/b**). In der Altersgruppe 3 der älteren Erwachsenen über 53 Jahre werden aufgrund von Generations-, bzw. Kohorteneffekten die geringsten, negativen Effekte der Schulbildung erwartet (**H4a/b**). Ursachen hierfür werden in der schulischen und familialen Sozialisation gesehen, die noch keine demokratischen und liberalen Werte vermittelt haben (*Sozialisationshypothese*). Lebenszykluseffekte und Periodeneffekte aufgrund von geringeren Bildungserwerbsmöglichkeiten während des 2. Weltkrieges wirken in dieselbe Richtung. Für die Haupteffekte von Bildung und Alter (**H5a/b, H6a/b – H8a/b**) wird erwartet, dass sie an Bedeutung verlieren (*Moderationshypothese*). Männer zeigen eher autoritaristische und ausländerablehnende Einstellungen als Frauen (**H9a/b**).

## 2. Empirische Befunde

### 2.1 Stichprobe

Zur empirischen Prüfung der Hypothesen dient ein Datensatz, der von Studierenden im Rahmen eines Projektseminars zu Problemen der Einstellungsmessung am Institut für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart erhoben wurde. Die Teilnehmer dieses Seminars führten im Frühjahr 2002 eine Passantenbefragung in zwei Stadtteilen einer südwestdeutschen Großstadt durch. Mit standardisierten Paper-and-Pencil-Interviews wurden insgesamt 385 Personen (N1=195, N2=190) befragt. Die Grundgesamtheit bildeten Stadtteilbewohner mit deutscher Staatsbürgerschaft ab 18 Jahren, wobei die beiden Stadtteile aufgrund ihres stark unterschiedlichen Anteils an ausländischer Wohnbevölkerung (30,2% beziehungsweise 12,1%) ausgewählt wurden. Die Stichprobe wurde als Quotenauswahl durchgeführt (quotiert nach Geschlecht und Altersgruppen). Dieses Auswahlverfahren (keine echte Zufallsstichprobe, gepooltes Sample) hat zur Folge, dass in den statistischen Analysen unter anderem die Standardfehler und damit auch die Inferenzstatistiken in nicht-kontrollierbarem Ausmaß verzerrt sein können.

### 2.2 Messinstrumente

#### 2.2.1 Autoritarismus

Die hier verwendete Skala lehnt sich an eine von Schmidt et al. (2000) entwickelte Kurzversion der „Neuen Allgemeinen Autoritarismus Skala“ (NAAS) von Lederer (1983) an. Sie findet sich auch bei Herrmann und Schmidt (1995) und betrifft die beiden Dimensionen autoritäre Unterwürfigkeit und Konventionalismus. Die Eignung einer solchen Kurzskala zur Messung des Konstrukts „allgemeiner Autoritarismus“, weisen Schmidt et al. (2000) empirisch nach und stellen eine

ausreichend hohe Korrelation mit der allgemeinen langen Fassung der Autoritarismusskala (NAAS) fest. Nach Durchführung eines Pretests wurden einige Items umformuliert oder ausgeschlossen. Alle Items sind siebenstufig skaliert mit den Ausprägungen 1 („lehne völlig ab“) bis 7 („stimme voll und ganz zu“). Die Items sind so skaliert, dass der höchste Antwortwert jeweils das höchste Ausmaß an Autoritarismus abbildet (vgl. die folgende Tabelle 2).

### 2.2.2 Ausländerablehnung

Zur Erfassung ausländerablehnender Einstellungen wurde auf eine Skala zurückgegriffen, die sich bereits in Untersuchungen von Wolfgang Frindte et al. (1999) als valide und mit einem Cronbachs Alpha von .87 als ausreichend reliabel erwiesen hat. Auch diese Skala wurde einem Pretest unterzogen und in einigen Punkten modifiziert. Die Items wurden ebenfalls über eine siebenstufige Ratingskala mit den Ausprägungen 1 („lehne völlig ab“) bis 7 („stimme voll und ganz zu“) abgefragt (vgl. die folgende Tabelle 2).

Beide Skalen wurden für diese Untersuchung nochmals auf Reliabilität und Validität überprüft (aus Platzgründen hier nicht ausführlicher dargestellt). Die Autoritarismus-Skala zeigte ein Cronbachs Alpha von .76, was angesichts der geringen Itemanzahl einen guten Wert darstellt. Die Skala für Ausländerablehnung war mit einem Alpha von .83 ebenfalls reliabel. Die Überprüfung der empirischen Konstruktvalidität erfolgte durch eine konfirmatorische Faktoranalyse mit einer Strukturgleichungsmodellierung. Nach der Modifikation des Modells aufgrund von Kreuzladungen oder zu niedrigen Faktorladungen konnte eine gute Konvergenz innerhalb der Konstrukte und eine ausreichende Diskriminanz zwischen den Konstrukten festgestellt werden (vgl. Anhang A1).

Tabelle 2: Verwendete Indikatoren

Konstrukt	Indikator	Item im Wortlaut
AA	V1	<b>Ausl1:</b> „Die meisten Politiker in Deutschland sorgen sich zu sehr um die Ausländer und nicht um Otto-Normal-Verbraucher“
	V2	<b>Ausl2:</b> „Wenn Arbeitsplätze knapp werden, sollten Jobs nur an Deutsche vergeben werden“
	V3	<b>Ausl3:</b> „Ausländer provozieren durch ihr Verhalten selbst die Ausländerfeindlichkeit“
	V4	<b>Ausl5:</b> „Ausländische Männer belästigen deutsche Frauen und Mädchen mehr, als dies deutsche Männer tun“
AU	V5	<b>Auto2:</b> „Wir sollten dankbar sein für führende Köpfe, die uns genau sagen, was wir zu tun haben“
	V6	<b>Auto3:</b> „Zu den wichtigsten Eigenschaften im Leben gehören Disziplin und Gehorsam“
	V7	<b>Auto4:</b> „Im allgemeinen hilft es einem Kind im späteren Leben, wenn es gezwungen wird, sich den Vorstellungen seiner Eltern anzupassen“

Erläuterung: AA = Ausländerablehnung; AU = Autoritarismus

## 2.3 Univariate Verteilungen und deskriptive Statistiken

### 2.3.1 Indikatorvariablen

Ein Blick auf die Indikatorvariablen für Autoritarismus und Ausländerablehnung zeigt teilweise problematische Verteilungen (vgl. Anhang A2). In der SEM-Analyse wird deshalb als Goodness-of-Fit-Maß die von EQS bereitgestellte (und in der neuesten Version 6.1 nun auch für den Multigruppenvergleich verfügbare) *korrigierte  $\chi^2$ -Statistik* (Satorra-Bentler- $\chi^2$  oder SCALED- $\chi^2$ ) verwendet. Weiter wird der ebenfalls auf korrigierten Statistiken beruhende und zusätzlich die Fallzahlen berücksichtigende robuste *Comparative-Fit-Index* (CFI-Robust) zur Bewertung der Modellqualität herangezogen (vgl. Tanaka 1993; Byrne 1995). Wie in verschiedenen Studien gezeigt werden konnte, liefern diese Fit-Maße auch bei geringen Fallzahlen und schiefen Verteilungen noch am ehesten ausreichend zuverlässige Ergebnisse (vgl. Byrne 1995; Hu/Bentler 1995; West et al. 1995; Urban/Singelmann 1997). Die folgende Tabelle 3 berichtet verschiedene statistische Kennwerte zur Beschreibung der empirischen Häufigkeitsverteilungen aller hier verwendeten Konstrukt-Indikatoren.

Tabelle 3: Deskriptive Statistiken der Indikatoren für Autoritarismus und Ausländerablehnung

	Autoritarismus			Ausländerablehnung			
	<i>Auto2</i>	<i>Auto3</i>	<i>Auto4</i>	<i>Ausl1</i>	<i>Ausl2</i>	<i>Ausl3</i>	<i>Ausl5</i>
<b>Gültig N</b>	331	331	331	331	331	331	331
<b>Arithm. Mittel (Standard- Abw.)</b>	2,66 (1,83)	3,72 (2,00)	2,52 (1,74)	3,57 (1,86)	2,78 (1,89)	3,63 (1,88)	3,17 (1,88)
<b>Median</b>	2	4	2	3	2	4	3
<b>Modus</b>	1	1	1	4	1	4	1
<b>Skewness</b>	0,76	0,14	1,05	0,31	0,82	0,13	0,37
<b>Kurtosis</b>	-0,62	-1,15	0,12	-0,92	-0,52	-1,06	-0,93

### 2.3.2 Soziodemographische Prädiktoren

Die oben beschriebenen Altersgruppen wurden für die statistische Analyse als Dummy-Variablen aus der ursprünglich kontinuierlichen Altersvariable<sup>1</sup> konstruiert. Empirisch sollen sie sowohl die Bildungseffekte moderieren, als auch die Haupteffekte des Alters repräsentieren (vgl. Tabelle 4).

Tabelle 4: Altersgruppen als Dummy-Variablen

Variable	Wert	
Altersgruppe 1 (18-29)	1	0
Altersgruppe 2 (30-52) (Referenzgruppe)	0	0
Altersgruppe 3 (ab 53)	0	1

In statistischen Analysen mit multinominalen Dummy-Variablen wird üblicherweise eine Extrem- oder Randkategorie als Referenz gewählt. Unsere Vorüberlegungen lassen es hier jedoch sinnvoll erscheinen, die mittlere Altersgruppe als Bezugspunkt für die statistische Effektschätzung und deren Interpretation zu wählen.

Die Bildungsvariable lag ursprünglich als geordnet-kategoriale Variable mit 6 Ausprägungen vor und wurde zur Verwendung als unabhängige Variable in der Regressionsschätzung dichotom recodiert. Die Zuordnung von Schulabschlüssen zur jeweiligen Kategorie erfolgte nach dem Kriterium, ob der jeweilige Abschluss eine Hochschulzugangsberechtigung ermöglicht oder nicht. Hierbei wurde angenommen, dass vor allem diese Abschlüsse gute Chancen auf dem Arbeitsmarkt antizipieren lassen, beziehungsweise einen sozialen Status herstellen, der weniger anfällig für Fremdgruppenabwertungen macht (vgl. Heyder/Schmidt 2000). Die Interaktionen von Bildung und Alter wurden durch Multiplikation der Bildungsvariable (1/2) mit der jeweiligen Altersgruppenvariablen (0/1) modelliert. So wird nur derjenigen Person ein Bildungswert zugewiesen, die auch der entsprechenden Altersgruppe angehört. Es wurden somit nur zwei Variableneffekte geschätzt (Inter1 und Inter3); deren substantielle Interpretation erfolgte relativ zur Referenzkategorie (Inter2). Wie bei den Altersgruppen ist dies die Kategorie der Erwachsenen, die in diesem Fall die Produktterme von Bildung und Alter in Altersgruppe 2 umfasst. Die Variable Geschlecht geht als dichotome Variable mit den Ausprägungen 0 und 1 in die Analyse ein. Die folgende Tabelle 5 informiert über die empirischen Verteilungen der hier gebildeten Interaktionsvariablen.

<sup>1</sup>Die älteste Teilnehmerin war zum Zeitpunkt der Befragung im Jahr 2002 89 Jahre alt (Jahrgang 1913), das Durchschnittsalter betrug 47 Jahre (Standardabweichung 17.67).

Tabelle 5: Deskriptive Statistiken der Prädiktoren Alter, Bildung und Geschlecht

<b>Variable</b>	<b>Skalierung</b>	<b>Relative Häufigkeiten (absolute)</b>
Altersgruppe 1 (18-29 Jahre)	1: ab 1973 geboren 0: bis 1972 geboren	16,6% (55) 83,4%
Altersgruppe 3 (ab 53 Jahre)	1: bis 1949 geboren 0: ab 1950 geboren	39,3% (130) 60,7%
<i>Altersgruppe 2 (30-52 Jahre)</i> <i>(Referenzgruppe)</i>	<i>1: 1950 bis 1972</i> <i>0: bis 1949/ab 1973</i>	<i>44,1% (146)</i> <i>55,9%</i>
Schulbildung	1: Bildung niedrig (kein Abschluss, Hauptschule, mittlere Reife, mittlere Reife und Handelsschule)	54,7% (181)
	2: Bildung hoch (Fachhochschulreife, Abitur)	45,3% (150)
Geschlecht	0: weiblich	49,8% (165)
	1: männlich	50,2% (166)

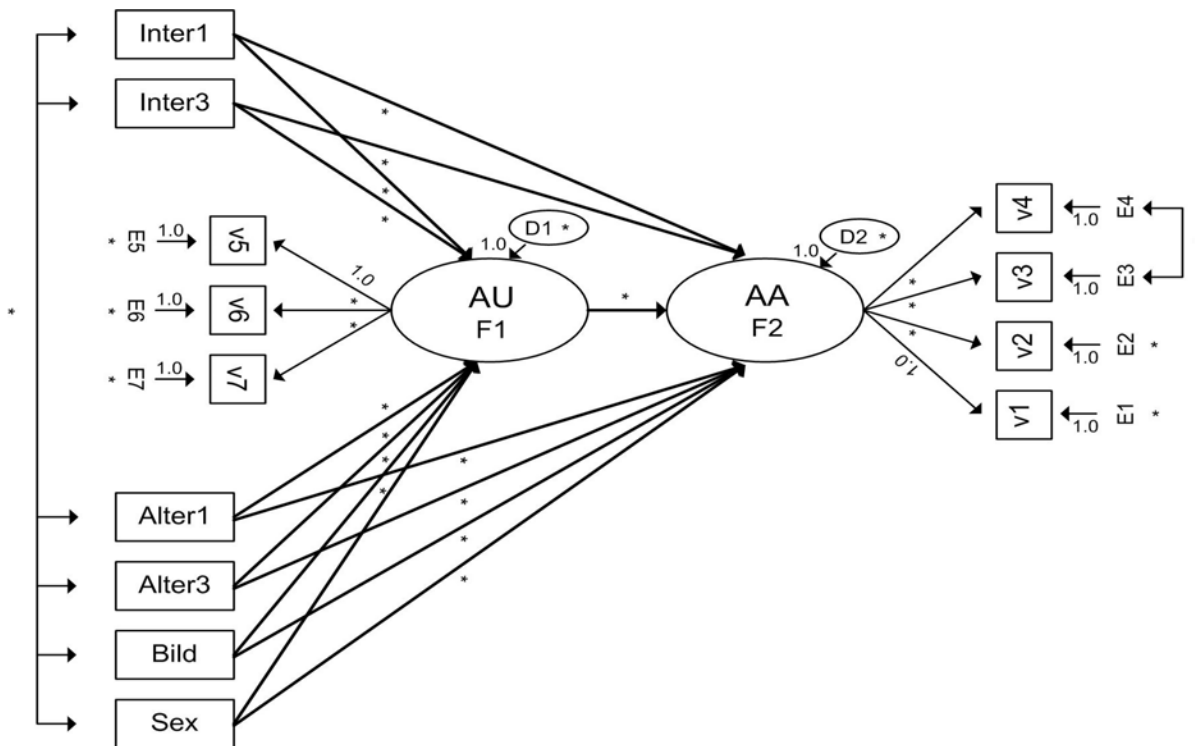
Im nächsten Kapitel beschreiben wir den empirischen Test der zentralen Hypothese: Gibt es kohortenspezifische Bildungseffekte, die unabhängig von und damit zusätzlich zu den Haupteffekten von Alter und Bildung einen statistisch bedeutsamen Einfluss auf die Höhe von Autoritarismus und Ausländerablehnung zeigen? Kann diese Frage positiv beantwortet werden, so muss die bisher angenommene lineare Beziehung zwischen Bildung und Autoritarismus beziehungsweise Ausländerablehnung in Frage gestellt werden. Anzunehmen wäre dann, dass höhere Bildung nur bei Vorliegen zusätzlicher Bedingungen zu einem Abnehmen von autoritaristischen und ausländerablehnende Einstellungsmustern führt.

### 3. Strukturgleichungsmodellierung

#### 3.1 Die Hypothesen im Strukturgleichungsmodell

Das statistische Verfahren der Strukturgleichungsmodellierung (SEM) ermöglicht einen multivariaten und simultanen Test der Hypothesen über Zusammenhänge zwischen latenten Konstrukten und manifesten Indikatorvariablen. Dabei werden die kausalen Beziehungen durch eine Reihe von Strukturgleichungen repräsentiert und können mit Hilfe eines graphischen Modells zur besseren Verständlichkeit visualisiert werden. Die folgende Abbildung 1 zeigt die SEM-Modellspezifikation zum Test der hier aufgestellten Hypothesen.

Abb. 1: Vollständiges SE-Modell mit Interaktionsvariablen



*Erläuterung:* Inter1 und Inter3 = Interaktionsvariablen (Bildung x Alter1 bzw. Alter3), Alter1 und Alter3 = Altersgruppen 1 bzw. 3, Bild = Schulbildung, Sex = Geschlecht, AU = Autoritarismus, AA = Ausländerablehnung. E = Residuen der manifesten Variablen (error), die unspezifischen Messfehler der Faktoren erhalten zur besseren Unterscheidung ein D (für disturbance). Im Modell zu schätzende Parameter sind mit einem \* gekennzeichnet.

Eine erste Analyse der durch EQS geschätzten Modellparameter zeigte extrem hohe Korrelationen zwischen den Interaktionsvariablen und den Altersvariablen innerhalb jeder Altersgruppe (Inter1 ↔ Alter1: .96 und Inter3 ↔ Alter3: .91). Als Konsequenz dieser Kollinearitäten würde die Schätzung der entsprechenden Strukturkoeffizienten nicht mehr als valide betrachtet werden können. Eine Möglichkeit, solche Kollinearitäten zu beheben, ist die Mittelwertzentrierung der betreffenden unabhängigen Variablen (vgl. Jaccard et al. 1990; Pedhazur 1997; Cohen et al. 2003). Die erneute Schätzung des Modells mit nun zentrierten Variablen zeigt mit .38 ( $p < .05$ ), beziehungsweise -.11 (n.s.) wesentlich geringere Korrelationen zwischen Alter1z und Inter1z sowie Alter3z und Inter3z. Solche „Rest“-Korrelationen, die nicht durch eine Zentrierung beseitigt werden können, sind auf schiefe Verteilungen zurückzuführen und werden auch „essentielle Multikollinearitäten“ genannt (vgl. Cohen et al. 2003). Da sie jedoch in einem akzeptablen Rahmen liegen, können die geschätzten Regressionen von AU und AA auf die Interaktions- und Altersvariablen vorläufig als stabil angesehen und auch substantiell interpretiert werden.

Zuerst wird jedoch die Gesamtqualität des Modells (Goodness-of-Fit) betrachtet. Ein erster Blick auf die korrigierten Fit-Maße zeigt gute Anpassungswerte:

Robust-Independence- $\chi^2_{(df=78, n=331)}$	1011.185 (Null-Modell)
S-B-SCALED- $\chi^2_{(df=42, n=331)}$	65.6993, $p = .01115$ ( $\Delta\chi^2_{(\Delta df=36)} = 945$ )
CFI (Robust)	.975

Mit einem robusten CFI von .975 ist das Modell den Daten gut angepasst, allerdings deutet der niedrige p-Wert des Chi-Quadrat-Anpassungstests auf einen nicht-perfekten Modell-Fit hin. Alle Faktorladungen der Messmodelle sind ausreichend hoch und signifikant (siehe Anlage A3), so dass hier die im Modell geschätzten Parameter inhaltlich interpretiert werden sollen. Es werden die direkten, indirekten und totalen Effekte sowohl der unstandardisierten Pfadregressionskoeffizienten, als auch der standardisierten Pfadkoeffizienten berücksichtigt. Die direkten, unstandardisierten Effekte werden mit Standardfehlern und Test-Statistiken in der folgenden Tabelle 6 ausgewiesen.

Tabelle 6: Geschätzte Effekte des Strukturmodells

Prädiktor		Konstrukt	Hyp.	Effekte					
				unstandardisiert			standardisiert		
				direkt	Indirekt, über AU (Sobel-Test-Stat.)	total	direkt	indirekt, über AU	total
Autoritarismus	➔	AA (R <sup>2</sup> = .44)	H1	.68** .11 6.32			.57**		
Interaktion 1	➔		H2b	.48 .45 1.08	.03 (.10)	.51 n.s.	.07	.01	.08
Interaktion 3	➔		H4b	.55 .34 1.63	.02 (.10)	.57 n.s.	.09	.01	.10
Altersgruppe 1	➔		H6b	-.12 .22 -.53	-.05 (.32)	-.17 n.s.	-.03	-.01	-.04
Altersgruppe 3	➔		H8b	-.14 .18 -.76	.58** (4.12)	.44**	-.05	.21**	.16**
Bildung	➔		H5b	-.56** .16 -3.40	-.39** (3.45)	-.95**	-.21**	-.14**	-.35**
Geschlecht	➔		H9b	.14 .14 .97	.14 (1.56)	.28 n.s.	.05	.05	.10
Interaktion 1	➔	AU (R <sup>2</sup> = .26)	H2a	.04 .39 .10			.01		
Interaktion 3	➔		H4a	.03 .29 .10			.01		
Altersgruppe 1	➔		H6a	-.07 .199 -.33			-.02		
Altersgruppe 3	➔		H8a	.85** .16 5.46			.37**		
Bildung	➔		H5a	-.58** .14 -4.11			-.25**		
Geschlecht	➔		H9a	.21 .13 1.61			.09		

Erläuterung: AA = Ausländerablehnung, AU = Autoritarismus; \*\* = signifikant (p < 0.05); n.s. = nicht signifikant



Nach der Modellschätzung wird Hypothese 1 bestätigt: *Je stärker Personen autoritäre Einstellungsmuster zeigen, desto eher werden sie ausländerablehnende Einstellungen äußern.* Die Wirkungen der unabhängigen Prädiktoren auf den zu erklärenden Faktor Ausländerablehnung können in drei unterschiedliche Effekte aufgeteilt werden. Erstens in einen *direkten* Effekt des jeweiligen Prädiktors auf das Konstrukt, zweitens in einen *indirekten* Effekt, der über Autoritarismus auf Ausländerablehnung wirkt, und drittens in die Summe des direkten und indirekten Effekts, den *totalen* Effekt. Die substanzielle Bedeutung der geschätzten Koeffizienten für die zentralen Hypothesen dieses Beitrags können nun wie folgt beschrieben werden: Das theoretisch angenommene interaktive Verhältnis von Schulbildung und Alter findet empirisch keine Entsprechung. Weder die Interaktionsvariable 1, die einen kohortenspezifischen Bildungseffekt der Altersgruppe der jungen Erwachsenen von 18-29 Jahren repräsentiert, noch die Interaktionsvariable 3 für die Bildungseffekte der älteren Erwachsenen über 53 Jahre, zeigen relativ zur Referenzkategorie der Erwachsenen von 30-52 Jahren und unter Kontrolle der Haupteffekte von Alter, Bildung und Geschlecht einen statistisch bedeutsamen direkten, indirekten oder totalen Effekt auf Ausländerablehnung oder Autoritarismus. Es lassen sich keine distinkten Interaktionseffekte feststellen. Die Hypothesen H2a/b und H4a/b müssen deshalb zurückgewiesen werden. Da die geschätzten Effekte *relativ* zur Referenzkategorie (Interaktion 2) zu interpretieren sind, wurden, um die Effekte der Interaktionsvariable zu Altersgruppe 2 zu erhalten, zusätzlich zwei Modelle gerechnet, die die Variablen für Altersgruppe 2 (Inter2 und für die Haupteffekte Alter2 und Bildung) umfassten. Es zeigten sich auch dort keine signifikanten Effekte der Interaktionsvariable 2, relativ zu den Interaktionseffekten aus Altersgruppe 1, beziehungsweise Altersgruppe 3 (die jeweiligen Schätzwerte sind aus Platzgründen hier nicht aufgeführt). Es müssen nun auch die Annahmen aus den Hypothesen H3a und b zurückgewiesen werden.

Damit ausgeschlossen werden kann, dass diese Ergebnisse nur als Folge des methodischen Designs zustande kommen („Methodenartefakte“), werden zusätzlich folgende Überlegungen geprüft:

- a) Die Festlegung der Altersgruppen folgte nicht in ausreichendem Maße den analytischen Annahmen.

Da das Mindestalter der befragten Personen bei 18 Jahren lag und die Besetzung in Altersgruppe 1 mit 55 Personen bei einer Obergrenze von 29 Jahren schon recht gering war, wurde auf eine Neuspezifikation dieser Kategorie verzichtet. Jedoch könnte es möglich sein, dass die Untergrenze

der dritten Altersgruppe mit 53 Jahren nicht ausreichend war und schon „zu viele“ Personen umfasste, die bereits demokratische Werte und Orientierungen übernommen hatten. In einem neuen Modell wurde ein Interaktionseffekt spezifiziert, der sich aus der beschriebenen Bildungsvariable und einer neuen Altersgruppe 3 zusammensetzte, die nun ältere Erwachsene *über 60 Jahren* beinhaltete (Altersgruppe 2 änderte sich damit ebenfalls, sie umfasste nun Erwachsene von 30 – 60 Jahren). Die empirischen Funde zeigten jedoch ebenfalls keine signifikanten Effekte aller Interaktionsvariablen und bestätigten damit die Zurückweisung der Hypothesen H4a und b (Schätzwerte aus Platzgründen nicht aufgeführt).

b) Die Bildungsvariable war nicht adäquat modelliert.

Zur Überprüfung dieses Einwandes wurde die Bildungsvariable neu codiert, diesmal unter der Annahme, dass bereits ein Realschulabschluss mit Handelsschule gute Berufschancen antizipieren lässt, beziehungsweise einen ausreichenden sozialen Status sicherstellt, um mindernd auf die Höhe von autoritaristischen und ausländerablehnenden Einstellungen zu wirken. Ein neues Modell mit dieser ebenfalls zentrierten Bildungsvariable und den entsprechend konstruierten Interaktionsvariablen wurde geschätzt (die Altersgruppen blieben gegenüber der ursprünglichen Konzeption unverändert) und zeigte ebenfalls keine signifikanten Effekte der Interaktionsvariablen.

Auf einen weiteren Punkt soll an dieser Stelle noch hingewiesen werden. Die Test-Statistik des direkten Effekts (.55) der Interaktionsvariable 3 auf Ausländerablehnung liegt mit 1.63 recht nahe an der Grenze von 1.96, die eine Signifikanz auf dem 5%-Niveau indizieren würde. Auch die Interaktionsvariable 1 zeigt mit .48 einen relativ starken Effekt, der mit einer Test-Statistik von 1.08 jedoch deutlich nicht signifikant ist. Aufgrund der bereits angesprochenen relativ geringen Fallzahl der Stichprobe könnte somit eine Zurückweisung der zugehörigen Hypothesen H4b und H2b voreilig sein. Eine Überprüfung der Teststärke, die benötigt wird, um möglicherweise wichtige Parameter zu identifizieren, könnte zeigen, ob die Null-Hypothesen berechtigterweise bestätigt sind, oder ob die Alternativhypothesen aufgrund zu geringer Fallzahlen in einem anderen Testdesign mit mehr Fällen noch eine Chance hätten (vgl. Urban/Mayerl 2003).

Insgesamt haben sich die Annahmen, dass Bildung einen distinkten, kohortenspezifischen Effekt zeigt, nicht bestätigen können. Höhere Bildung führt generell zu einem geringeren Ausmaß an Autoritarismus und Ausländerablehnung. Auch die Überprüfung der Ergebnisse mit Hilfe einer neuen Altersgruppe, die nun ältere Erwachsene ab Jahrgang 1942 umfasste, brachte keine

Veränderung. Was Wulf Hopf (1999) als „These der Konformität“ beschreibt, nämlich die Rückführung von Bildungseffekten auf die Fähigkeit von höher Gebildeten, sich an herrschende Normen und Werte besser oder schneller anzupassen, findet hier keine Entsprechung. Die Annahme, dass der Bildungseffekt in den älteren Geburtskohorten (Altersgruppe 3) aufgrund von Generationseffekten abnimmt (*Sozialisationshypothese*), muss deshalb zurückgewiesen werden. Die *Verunsicherungshypothese*, wonach der negative Effekt von Bildung bei jungen Erwachsenen aufgrund von Lebenszykluseffekten abnimmt, konnte sich ebenfalls nicht bestätigen. Offenbar haben lebenszyklische Effekte in Form von nicht-konsistenten Einstellungen und daraus resultierenden Verunsicherungen keinen Einfluss auf die mindernde Wirkung von Schulbildung.

Als Referenzkategorie diente in diesen Analysen die Gruppe der Erwachsenen, bei denen der stärkste, mindernde Effekt von Bildung erwartet wurde. Zur Überprüfung dieser Annahme wurden zwei weitere Modelle gerechnet, die diese Kategorie als Parameter relativ zu den anderen Kategorien bewerteten. Auch hier zeigten sich keine statistisch signifikanten Intra-Kohorten-Effekte von Bildung. Deshalb sind die Interaktions-Hypothesen H2a/b, H3a/b und H4a/b zurückzuweisen: Spezifische Effekte des Alters zum Zeitpunkt des Bildungserwerbs haben keinen zusätzlichen Einfluss auf die Höhe von Autoritarismus und Ausländerablehnung.

Ein Blick auf die geschätzten Haupteffekte von Alter und Bildung ergibt ein differenzierteres Bild. Es fällt auf, dass die *Altersgruppe 1*, relativ zur Referenzkategorie der Erwachsenen, ebenfalls keine signifikanten direkten, indirekten oder totalen Effekte auf Autoritarismus und Ausländerablehnung zeigt. Offenbar sind junge Erwachsene nicht ausländerablehnender oder autoritaristischer eingestellt als Erwachsene. Allerdings muss dieses Ergebnis immer unter Berücksichtigung des Testdesigns interpretiert werden: Die Altersgruppe 1 umfasst junge Erwachsene von 18 bis 29 Jahren. Möglicherweise können bei Jugendlichen unter 18 Jahren andere Ergebnisse erzielt werden, was hier jedoch nicht weiter überprüft werden kann.

Die Betrachtung der Ergebnisse für *Altersgruppe 3* bringt Klarheit über die Effekte des Lebensalters auf autoritaristische und ausländerablehnende Einstellungen. Zwar kann ein direkter Effekt des Alters auf ausländerablehnende Einstellungen im spezifizierten Modell nicht festgestellt werden, doch ist der direkte Effekt auf Autoritarismus hochsignifikant. Unter Einbezug des Pfades zwischen den Konstrukten Autoritarismus und Ausländerablehnung kann zusätzlich ein indirekter Effekt von Alter<sup>3</sup> auf Ausländerablehnung spezifiziert werden. Ein „informeller“ Test, ob solch ein indirekter Effekt auch tatsächlich als Mediatoreffekt fungiert, erfolgt in der Regressionsanalyse üblicherweise

anhand von vier Regeln (vgl. Holmbeck 1997): a) der Prädiktor muss signifikante Zusammenhänge mit dem vermuteten Mediator (hier: Autoritarismus) zeigen, b) der Prädiktor muss signifikant mit der zu erklärenden Variable (hier: Ausländerablehnung) zusammenhängen, c) der Mediator muss signifikant mit der zu erklärenden Variable zusammenhängen, und d) die Wirkung des Prädiktors auf die zu erklärende Variable verringert sich nach Kontrolle des Mediators.

Mit einem Blick auf Tabelle 6 wird deutlich, dass Bedingung b) nicht erfüllt ist. Damit würde nach obigen Bedingungen zwar ein indirekter Effekt vorliegen, aber kein eigentlicher Mediatoreffekt von Autoritarismus. Nun kann die Prüfung, ob solch ein indirekter Effekt die Einflüsse des Prädiktors auf das zu erklärende Konstrukt beinhaltet (i.e. signifikant ist), auch formal-statistisch erfolgen. Zu diesem Zweck wird der Sobel-Test zur Überprüfung der statistischen Signifikanz von indirekten Effekten in Modellen mit Mediatorvariablen herangezogen<sup>2</sup>. Hierbei werden die unstandardisierten Regressionskoeffizienten der Pfade des Prädiktors auf den Mediator sowie des Mediators auf das zu erklärende Konstrukt benötigt. Zusammen mit den jeweiligen Standardfehlern kann das kritische Verhältnis errechnet werden, ab wann ein indirekter Effekt tatsächlich signifikant ist. In diesem Fall war der indirekte Effekt von Altersgruppe 3 auf Ausländerablehnung über Autoritarismus als Mediator mit einer Test-Statistik von 4.12 hochsignifikant (siehe Tabelle 6). Holmbeck (1997) empfiehlt bei der Interpretation von solchen indirekten Effekten eine „konservative“ Vorgehensweise wenn Bedingung b) nicht erfüllt ist. Das heißt, wenn in einem SE-Modell kein direkter Effekt des Prädiktors auf das zu erklärende Konstrukt vorliegt, sollte zwischen indirekten Effekten und tatsächlichen Mediatoreffekten unterschieden werden. Nach einer Analyse der totalen Effekte wird jedoch deutlich, dass tatsächlich von einem Mediatoreffekt durch das Konstrukt Autoritarismus gesprochen werden kann.

Um die Signifikanz dieses totalen Effekts zu bestimmen, wurde ein zusätzliches Modell gerechnet, das die Einflüsse des Alters auf Ausländerablehnung ohne den Mediator Autoritarismus spezifiziert. Es ergab sich ein signifikanter Effekt der Altersgruppe 3 auf Ausländerablehnung (hier nicht dargestellt). Werden jedoch autoritaristische Einstellungen als Mediator einbezogen, so verschwindet dieser Effekt. Autoritarismus spezifiziert also auch empirisch den Mechanismus, durch den ein höheres Ausmaß an Ausländerablehnung erzeugt wird. Versäumt man es, dies einzubeziehen, so gelangt man zu falschen Schlussfolgerungen. Deshalb lautet ein erstes substanzielles Ergebnis dieser Analysen:

---

<sup>2</sup> Ein besonders anwenderfreundlicher, interaktiver Sobel-Test kann im Internet unter [www.unc.edu/~preacher/sobel/sobel.htm](http://www.unc.edu/~preacher/sobel/sobel.htm) durchgeführt werden.

**Ältere Erwachsene ab 53 Jahren zeigen im Vergleich zu Erwachsenen von 30 bis 52 Jahren nur aufgrund ihres höheren Ausmaßes an Autoritarismus ausländerablehnende Einstellungen.**

Die Daten zeigen auch, dass positive Effekte des Lebensalters *ausschließlich* in der Gruppe der älteren Erwachsenen zu finden sind. Ein Modell, das die Altersgruppen 1 und 2 relativ zur Altersgruppe 3 umfasst, ergab stark negative und hochsignifikante Koeffizienten auf Autoritarismus (hier nicht dargestellt). Die Zugehörigkeit zur Gruppe der jüngeren Erwachsenen bis 29 Jahren oder zur Gruppe der Erwachsenen von 30 bis 52 Jahren verringert das Ausmaß an Autoritarismus im Vergleich zu älteren Erwachsenen ab 53 Jahren um nahezu einen Skalenpunkt. Die Hypothesen H6a/b und H7a/b werden damit zurückgewiesen. Vorläufig bestätigt werden konnte jedoch Hypothese 8a zu den Haupteffekten aus Altersgruppe 3 auf Autoritarismus. Hypothese 8b muss in dieser Modellierung zurückgewiesen werden, es lagen keine direkten Effekte des Alters auf Ausländerablehnung vor. Jedoch zeigten sich signifikante indirekte und totale Effekte über Autoritarismus als Mediatorkonstrukt.

Die Effekte des Lebensalters auf Autoritarismus und Ausländerablehnung sind also differenziert zu betrachten. Wird Autoritarismus als Mediator verwendet, verschwindet der direkte Effekt auf Ausländerablehnung. Es bleiben jedoch starke indirekte und totale Effekte, die über Autoritarismus als Mediator auf Ausländerablehnung wirken. Diese positiven Effekte gehen ausschließlich von der Gruppe der älteren Erwachsenen aus, die Zugehörigkeit zu einer anderen Altersgruppe verringert relativ dazu das Ausmaß an autoritaristischen und ausländerablehnenden Einstellungen. Diese Effekte des Alters sind als allgemeine Generationseffekte zu interpretieren, deren Hintergründe in familialen oder politischen Sozialisationsprozessen zu sehen sind. Auch dürften Lebenszykluseffekte in Form eines so genannten „Alterskonservatismus“ oder nachlassender Flexibilität im Alter eine Rolle spielen.

Die Effekte von Bildung auf Autoritarismus und Ausländerablehnung sind eindeutig: Es lassen sich signifikante direkte, indirekte und totale negative Wirkungen der Schulbildung feststellen. Die Hypothesen H5a und b können damit als vorläufig bestätigt gelten. Modernisierungstheoretisch gedeutet, reduziert Bildung Verunsicherungen und erhöht die Fähigkeit, sich in einer zunehmend komplexer werdenden Gesellschaft zu orientieren. Der Rückgriff auf vereinfachende Deutungsmuster, wie pauschalisierende Zurückweisungen von Fremdgruppen, würde damit weniger

notwendig. Für die Autoritarismuskonzeption bedeutet der gefundene negative Bildungseffekt, dass Autoritarismus nicht nur als intra-psychisches Persönlichkeitsmerkmal konzipiert werden kann, sondern ebenso sozial determiniert ist. Das nächste wichtige Ergebnis lautet deshalb:

**Schulbildung zeigt unabhängig vom Zeitpunkt ihres Erwerbs einen negativen Effekt auf die Ausprägungen von autoritaristischen und ausländerablehnenden Einstellungen.**

Der Prädiktor Geschlecht zeigt keine signifikanten Effekte. Die Hypothesen H9a und b werden zurückgewiesen, die Zugehörigkeit zur Kategorie der Männer führt zu keiner statistisch signifikanten Erhöhung von autoritaristischen oder ausländerablehnenden Einstellungen. Es kann jedoch ein relativ geringer, positiver Effekt (.21) auf Autoritarismus verzeichnet werden, dessen Signifikanz mit einer Test-Statistik von 1.61 nahe an einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% liegt. Dadurch ist auch ein geringer, indirekter Effekt von .14 (nicht signifikant mit einer Test-Statistik von 1.56) auf Ausländerablehnung festzustellen.

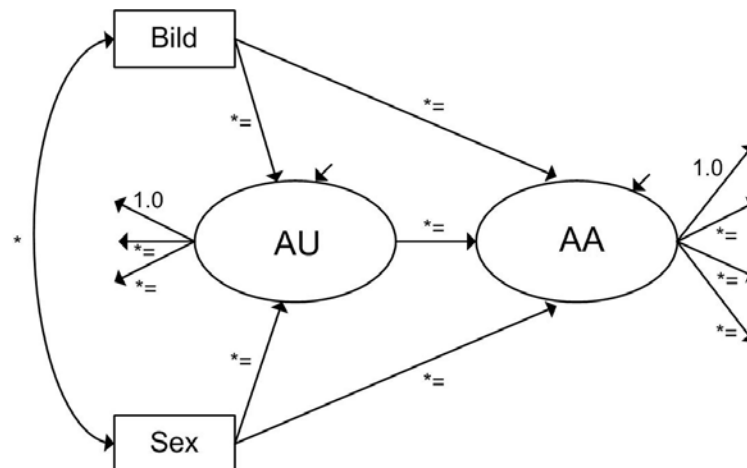
Um auszuschließen, dass die zuvor interpretierten Ergebnisse durch das verwendete Untersuchungsdesign (genauer: durch oben erwähnte Kollinearitätsprobleme zwischen den Interaktions- und Altersvariablen) verzerrt sind, wird zusätzlich zur bislang vorgestellten Modellschätzung eine simultane Multigruppen-SEM-Schätzung durchgeführt. Sollten sich dort keine signifikanten Unterschiede *zwischen* den Altersgruppen zeigen (Inter-Kohorten-Effekte), kann das Ergebnis bestätigt werden. Wird das Geschlecht der Befragten als Kontrollvariable einbezogen, kann zusätzlich geprüft werden, ob sich signifikante geschlechtsspezifische Unterschiede im Ausmaß an Autoritarismus und Ausländerablehnung zwischen den Altersgruppen finden lassen.

### **3.2 Multigruppenvergleich**

Mit einer simultanen Multigruppen-SEM-Analyse kann getestet werden, ob bestimmte Elemente eines SE-Modells invariant über bestimmte Gruppen sind (vgl. Byrne 1994; Bentler 1995). Hierbei wird die Null-Hypothese getestet, dass die Kovarianzstrukturen der einzelnen Gruppen gleich sind. Eine Zurückweisung dieser Hypothese würde auf Unterschiede der gleichgesetzten Pfade zwischen den Gruppen deuten. Für den Test auf Invarianz interessieren hier besonders die Strukturpfade zwischen den unabhängigen Prädiktoren und den latenten Faktoren ( $V \rightarrow F$ ). Durch die Möglichkeit, zusätzlich auch die Faktorladungen der Messmodelle ( $F \rightarrow V$ ) invariant zu halten, wird ein besonderer Vorteil der Multigruppenanalyse deutlich: Es kann nun überprüft werden, ob in

unterschiedlichen Kontexten (hier: das Lebensalter betreffend) beide Konstrukte in der gleichen Weise zu messen sind. In der folgenden Abbildung 2 sind die über die Gruppen geschätzten Pfade mit einem „\*“ bezeichnet, invariant gehaltene Pfade bekommen ein „\*=“. Die aus Identifikationsgründen auf 1.0 fixierten Faktorladungen werden im Multigruppenvergleich nicht gleichgesetzt.

Abbildung 2: SE-Modell im Multigruppenvergleich



Erläuterung: AU = Autoritarismus, AA = Ausländerablehnung, Bild = Schulbildung, Sex = Geschlecht, 1.0 = aus Identifikationsgründen fixiert.

Um in der Analyse auch eine *substanzielle* Vergleichbarkeit zu erhalten, muss vorab geprüft werden, wie gut das postulierte Modell an die Daten der jeweiligen Altersgruppen angepasst ist. Sollten sich gravierende Missspezifikationen in einer Gruppe zeigen, so müsste das Modell in der betreffenden Gruppe revidiert und verändert werden, womit ein Vergleich verzerrt wäre. Insgesamt ergaben sich akzeptable Fit-Indizes (hier nicht dargestellt), eine Re-Spezifizierung des Modells war deshalb nicht erforderlich.

Der Test, ob die spezifizierten und gleichgesetzten Pfade (*constraints*) über die Gruppen gleich sind, erfolgt in einer simultanen Schätzung mittels LM-Test. In einem ersten Schritt wird jedoch, wie üblich, die Qualität des Gesamtmodells (über alle drei Gruppen, einschließlich der spezifizierten *constraints*) betrachtet. Da in der neuesten Version von EQS (6.1) nun auch korrigierte Fit-Statistiken für die Multigruppenanalyse zur Verfügung stehen, können diese herangezogen werden:

Robust-Independence- $\chi^2$ (df=108, n=331)	687.110 (Null-Modell)
S-B-SCALED- $\chi^2$ (df=86, n=331)	104.967, p = .080 ( $\Delta\chi^2$ (Δdf=22) = 582)
CFI (Robust)	.967

Mit einem CFI (Robust) von .967 ist das Modell angemessen den Daten angepasst. Der Wahrscheinlichkeitswert für den Chi-Quadrat-Anpassungstest liegt (wie gewünscht) über der 5%-Grenze. Die Ergebnisse der multivariaten LM- $\chi^2$ -Test-Statistik zeigen für die Parameter des Strukturmodells folgendes Ergebnis: Für die *constraints* der (in den einzelnen Gruppen jeweils signifikanten) Regressionskoeffizienten für Bild→AU, Bild→AA sowie AU→AA kann die Null-Hypothese der Inter-Gruppen-Invarianz bestätigt werden. Die getesteten Effekte dieser Pfade sind über alle drei Altersgruppen signifikant gleich.

Zwei Pfade zeigen jedoch signifikante Unterschiede zwischen den Altersgruppen: Im Strukturmodell ist Sex→AA in Altersgruppe 1 signifikant unterschiedlich von Altersgruppe 3, die Null-Hypothese der Gleichheit über die Gruppen muss hier zurückgewiesen werden. Dieses Ergebnis zeigt an, dass es trotz fehlender Signifikanz der Geschlechtseffekte geschlechtsspezifische Unterschiede zwischen den Altersgruppen geben könnte. Deshalb wurde zur Überprüfung dieser Annahme der *constraint* zwischen der Geschlechtsvariable und dem Faktor Ausländerablehnung freigegeben und ein neues Modell gerechnet. Es zeigt einen verbesserten Fit (CFI (Robust) = .981,  $p = .12$ ) und nun auch signifikante Geschlechtseffekte in Gruppe 3: Mit einem Effekt von .77 (unstandardisiert, Test-Statistik 3.087) zeigen Männer in Altersgruppe 3 (ab 53 Jahre) eine um .77 Skalenpunkte höhere Ausländerablehnung als Frauen. Dieses Ergebnis macht auch das explorative Potential einer Multigruppenanalyse deutlich: Auch wenn in den vorangegangenen Analysen keine statistisch bedeutsamen Geschlechtseffekte ermittelt werden konnten, so finden sich diese bei einer simultanen SEM-Analyse der einzelnen Altersgruppen. Da jedoch die Variable „Geschlecht“ im Gesamtmodell nur als Kontrollvariable konzipiert war, soll eine Untersuchung der Interaktionseffekte zwischen Geschlecht und Alter hier nicht weiter verfolgt werden. Als interessante Aufgabe wird sie der Folgeforschung anempfohlen.

Die Durchführung des Multigruppenvergleichs bringt also weitere interessante Ergebnisse: *Erstens* kann bestätigt werden, dass die Effekte von Bildung in den einzelnen Altersgruppen *gleichermaßen* signifikant sind, es können keine überzufälligen Inter-Kohorten-Effekte festgestellt werden. *Zweitens* kann bei der simultanen Analyse in der Kohorte der älteren Erwachsenen ab 53 Jahren ein statistisch bedeutsamer Einfluss der Variable Geschlecht auf Ausländerablehnung gefunden werden: Männer dieser Altersgruppe zeigen stärkere ausländerablehnende Einstellungsmuster.



#### 4. Zusammenfassung und Ausblick

Dieser Beitrag testete folgende Annahme: Bildungseffekte sind nicht unabhängig vom Zeitpunkt ihres Erwerbs zu sehen. Diesen Zusammenhang meinen auch Bergmann und Erb (1991), wenn sie in ihren Analysen festhalten: Bildung an sich schütze keineswegs gegen Vorurteile, da es zur Zeit des Nationalsozialismus gerade die höher Gebildeten waren, die die nationalsozialistische Rassenideologie übernommen hatten. Sie schließen daraus, dass Bildung die Ausländerfeindlichkeit nur dann reduziere, wenn sie in einer freien und demokratischen Gesellschaft erworben wurde (vgl. ebd.). Solche angenommenen Effekte generationsspezifischer Sozialisationsmuster wurden auch in vorliegender Studie erwartet. Die Modellierung von Bildung und Alter als Interaktionseffekte sollte statistisch bedeutsame Wirkungen ausweisen (*Sozialisationshypothese*). Zusätzlich wurde angenommen, dass Bildung auch bei den jüngeren Erwachsenen von 18-29 Jahren aufgrund von Lebenszykluseffekten einen geringeren negativen Effekt auf Autoritarismus und Ausländerablehnung zeigt (*Verunsicherungshypothese*). Verunsicherungen aufgrund nicht-stabiler Orientierungsmuster sollten in der jungen Altersgruppe gegenläufig zu den Generationseffekten wirken. Beide Annahmen konnten in den hier spezifizierten Modellen nicht bestätigt werden: In keiner der Altersgruppen gab es statistisch bedeutsame Effekte, die auf das Vorliegen von Einflüssen des Alters auf die Wirkung von Schulbildung schließen lassen.

Die Haupteffekte von Alter und Bildung zeigen dagegen signifikante Effekte, die auf das differenzierte Kausalverhältnis der untersuchten Prädiktoren mit autoritaristischen und ausländerablehnenden Einstellungen hinwiesen. Wenn mit Aribert Heyder und Peter Schmidt gefragt wird: „Autoritarismus und Ethnozentrismus in Deutschland: Ein Phänomen der Jugend oder der Alten?“ (vgl. ebd. 2002), so kann geantwortet werden: Sowohl Autoritarismus als auch Ausländerablehnung sind vorwiegend in der Gruppe der älteren Erwachsenen zu finden. Die vorliegenden Analysen zeigten, dass ein positiver Effekt des Alters nur in der Altersgruppe 3 der älteren Erwachsenen ab 53 Jahren auftritt. Mit Zugehörigkeit zu dieser Geburtskohorte kann eine deutlich höhere Ausprägung von autoritaristischen Einstellungen vorhergesagt werden. Wurde dagegen das Verhältnis von Alter und Ausländerablehnung betrachtet, so zeigte sich ein etwas anderes Bild: Ein direkter Effekt auf Ausländerablehnung konnte nicht festgestellt werden, jedoch zeigen sich über den Mediator Autoritarismus signifikante indirekte und totale Effekte. Eine mit dem Alter zunehmende Ausländerablehnung kann auf autoritaristische Einstellungen zurückgeführt werden und zeigt sich vor allem in der Gruppe der älteren Erwachsenen ab 53 Jahren. Die

Kontrollanalyse mit einer Altersgruppe, die ältere Erwachsene erst ab 60 Jahren umfasste, brachte keine veränderten Ergebnisse.

Die Haupteffekte der Variable Bildung waren hingegen eindeutig. Sowohl die direkten Effekte auf Autoritarismus und Ausländerablehnung, als auch die indirekten und totalen Effekte auf Ausländerablehnung über die Mediatorvariable Autoritarismus waren hochsignifikant und negativ. Mit zunehmender Schulbildung sank die Ausprägung autoritaristischer Einstellungen deutlich. Der totale Effekt einer höheren Schulbildung führte zu einer Reduktion ausländerablehnender Einstellungen.

In einer simultanen Multigruppenanalyse konnten diese Ergebnisse repliziert werden: Im Vergleich der Strukturpfade konnte die Null-Hypothese für die Variable Schulbildung bestätigt werden. Für alle Altersgruppen kann gleichermaßen gelten, dass Schulbildung einen mindernden Effekt auf Autoritarismus und Ausländerablehnung ausübt. Hierfür wurde ein SE-Modell spezifiziert, das die Haupteffekte von Bildung und Geschlecht auf Autoritarismus und Ausländerablehnung über die drei Altersgruppen testete. Die Analyse der Variablen Geschlecht zeigte jedoch bei Altersgruppe 3 (ältere Erwachsene ab 53 Jahre) einen signifikant positiven, direkten Effekt von Geschlecht auf Ausländerablehnung. Wenn das Geschlecht der Befragten in verschiedenen Altersgruppen unterschiedliche Effekte auf ausländerablehnende Einstellungen zeigt, so können interaktive Zusammenhänge mit dem Lebensalter vermutet werden. Zum Abschluss hier die zentralen Ergebnisse noch einmal auf einen Blick:

- Ein höheres Ausmaß an Autoritarismus führt zu einer höheren Ausprägung von ausländerablehnenden Einstellungen.
- Bildung zeigt unabhängig vom Zeitpunkt ihres Erwerbs einen starken negativen Einfluss auf die Ausprägung von Autoritarismus und Ausländerablehnung.
- Positive Alterseffekte auf autoritaristische Einstellungen sind vor allem in der Gruppe der älteren Erwachsenen (ab 53 Jahren) zu finden.
- Ältere Erwachsene zeigen nur aufgrund ihres höheren Ausmaßes an Autoritarismus ausländerablehnende Einstellungen.
- In der Gruppe der älteren Erwachsenen zeigen vor allem Männer ausländerablehnende Einstellungsmuster.

In methodischer Hinsicht scheint das hier verwendete ML-Schätzverfahren vor allem mit den korrigierten Fit-Indizes auch bei der relativ geringen Fallzahl ( $N=331$ ) und den teilweise sehr schiefen Verteilungen der Indikator-Variablen ausreichend stabile Schätzwerte zu liefern. Trotzdem könnte eine Replizierung der Studie mit einem größeren Sample andere Ergebnisse liefern. Die (für diese Studie zentralen) Schätzparameter der Interaktionsvariablen waren zwar relativ hoch (.48 beziehungsweise .55), aber nicht signifikant. Eine Zurückweisung der postulierten Interaktionshypothesen könnte auch durch eine zu geringe Teststärke verursacht sein. Zudem könnte eine Bootstrapping-Simulation zur Ermittlung empirisch korrigierter Standardfehler für weitere Klarheit sorgen. Die Zurückweisung dieser zentralen Hypothesen könnte aber ebenso durch das Erhebungsdesign verursacht sein. Da erst Personen ab 18 Jahren befragt wurden, war möglicherweise die Altersgrenze zu hoch, um Lebenszykluseffekte aus Verunsicherungen und nicht gefestigten Einstellungsmustern als Ursache für autoritaristische und ausländerablehnende Einstellungen zu identifizieren. Eine Untersuchung unter Einbeziehung von Jugendlichen unter 18 Jahren könnte deshalb andere Ergebnisse liefern. Die Untersuchung von Interaktionseffekten des Geschlechts mit dem Alter der Befragten kann eine weitere Aufgabe der Folgeforschung sein. Hier könnte zum Beispiel gefragt werden, ob kohortenspezifische Sozialisationseffekte für eine höhere Ausländerablehnung bei Männern verantwortlich sind. Wird die Variable Geschlecht ohne Kontextspezifizierung verwendet, lassen sich keine statistisch bedeutsamen Effekte finden.

## Literatur

**Bacher, J.**, 2001: In welchen Lebensbereichen lernen Jugendliche Ausländerfeindlichkeit? Ergebnisse einer Befragung bei Berufsschülerinnen und Berufsschülern. *KZfSS*, 53 (2), S. 334-349.

**Bentler, P.M.**, 1995: *EQS Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.

**Bergmann, W./Erb, R.**, 1991: *Antisemitismus in der Bundesrepublik Deutschland. Ergebnisse der empirischen Forschung von 1946-1989*. Opladen, Leske + Budrich.

**Byrne, B.M.**, 1994: *Structural Equation Modeling with EQS/Windows. Basic Concepts, Applications, and Programming*. Thousand Oaks/London/New Delhi, Sage.

**Byrne, B.M.**, 1995: One Application of Structural Equation Modeling From Two Perspectives: Exploring the EQS and LISREL Strategies. In: **Hoyle, R.H. (edt.)**: *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications*. Thousand Oaks, Sage.

**Cohen, J./Cohen, P./West, S.G./Aiken, L.S.**, 2003: *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. Mahwah/London, Lawrence Erlbaum Ass.

**Frindte, W./Funke, F./Jacob, S.**, 1999: Fremdenfeindlichkeit – eine komplexe Suche. In: **Frindte, W. (Hrsg.)**: *Fremde, Freunde, Feindlichkeiten. Sozialpsychologische Untersuchungen*. Opladen/Wiesbaden, Westdeutscher Verlag.

**Glenn, N.D.**, 1977: *Cohort Analysis*. Beverly Hills/London, Sage.

**Heitmeyer, W.**, 1989: *Rechtsextremistische Orientierungen bei Jugendlichen. Empirische Ergebnisse und Erklärungsmuster einer Untersuchung zur politischen Sozialisation*. Weinheim und München, Juventa.

**Herrmann, A./Schmidt, P.**, 1995: Autoritarismus, Anomie und Ethnozentrismus. In: **Lederer, G./Schmidt, P. (Hrsg.)**: *Autoritarismus und Gesellschaft. Trendanalysen und vergleichende Jugenduntersuchungen von 1945-1993*. Opladen, Leske + Budrich.

**Heyder, A./Schmidt, P.**, 2000: Autoritäre Einstellungen und Ethnozentrismus – Welchen Einfluß hat die Schulbildung? In: **Rippl, S./Seipel, C./Kindervater, A. (Hrsg.)**: *Autoritarismus. Kontroversen und Ansätze der aktuellen Autoritarismusforschung*. Opladen, Leske + Budrich.

**Heyder, A./Schmidt, P.**, 2002: Autoritarismus und Ethnozentrismus in Deutschland: Ein Phänomen der Jugend oder der Alten? In: **Boehnke, K./Fuß, D./Hagan, J. (Hrsg.)**: *Jugendgewalt und Rechtsextremismus. Soziologische und psychologische Analysen in internationaler Perspektive*. Weinheim und München, Juventa.

**Holmbeck, G.N.**, 1997: Toward Terminological, Conceptual, and Statistical Clarity in the Study of Mediators and Moderators: Examples From the Child-Clinical and Pediatric Psychology Literatures. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, Vol. 65 (4), S. 599-610.

**Hopf, W.**, 1999: Ungleichheit der Bildung und Ethnozentrismus. *Zeitschrift für Pädagogik*, 45 (6), S. 847-865.

**Hu, L.-T./Bentler, P.M.**, 1995: Evaluating Model Fit. In: **Hoyle, R.H. (edt.)**: Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications. Thousand Oaks, Sage.

**Jaccard, J./Turrisi, R./Wan, C.K.**, 1990: Interaction Effects in Multiple Regression. Newbury Park/London/New Delhi, Sage.

**Lederer, G.**, 1983: Jugend und Autorität. Über den Einstellungswandel zum Autoritarismus in der Bundesrepublik Deutschland und den USA. Opladen, Westdeutscher Verlag.

**Lüdemann, C.**, 2000: Die Erklärung diskriminierender Einstellungen gegenüber Ausländer, Juden und Gastarbeitern in Deutschland. Ein Test der allgemeinen Attitudentheorie von Fishbein. In: **Alba, R./Schmidt, P./Wasmer, M. (Hrsg.)**: Deutsche und Ausländer: Freunde, Fremde oder Feinde? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen. Wiesbaden, Westdeutscher Verlag.

**Lüscher, C.**, 1997: Autoritarismus und Ausländerfeindlichkeit. Forschungsarbeit am Soziologischen Institut der Universität Zürich, Philosophische Fakultät I

**Noack, P.**, 2001: Fremdenfeindliche Einstellungen vor dem Hintergrund familialer und schulischer Sozialisation. In: Fremdenfeindlichkeit in Deutschland – Psychologische Befunde und Empfehlungen. Sonderdruck der Zeitschrift für Politische Psychologie, 9 (2+3), S. 67-80.

**Oesterreich, D.**, 1993: Autoritäre Persönlichkeit und Gesellschaftsordnung. Der Stellenwert psychischer Faktoren für politische Einstellungen – eine empirische Untersuchung von Jugendlichen in Ost und West. Weinheim und München, Juventa.

**Pedhazur, E.**, 1997: Multiple Regression in Behavioral Research. Explanation and Prediction. Fort Worth et al., Harcourt Brace.

**Rippl, S./Boehnke, K./Hefler, G./Hagan, J.**, 1998: Sind Männer eher rechtsextrem und wenn ja, warum? Individualistische Werthaltungen und rechtsextreme Einstellungen. Politische Vierteljahresschrift, 39 (4), S. 758-774.

**Rippl, S./Seipel, C.**, 2002: Ökonomische Lage, Bildungsniveau und Fremdenfeindlichkeit. Die Bedeutung von Autoritarismus und Anomie: Ein theorieintegrierendes Modell. In: **Boehnke, K./Fuß, D./Hagan, J. (Hrsg.)**: Jugendgewalt und Rechtsextremismus. Soziologische und psychologische Analysen in internationaler Perspektive. Weinheim und München, Juventa.

**Schmidt, P./Heyder, A.**, 2000: Wer neigt eher zu autoritärer Einstellung und Ethnozentrismus, die Ost- oder die Westdeutschen? - Eine Analyse mit Strukturgleichungsmodellen. In: **Alba, R./Schmidt, P./Wasmer, M. (Hrsg.)**: Deutsche und Ausländer: Freunde, Fremde oder Feinde? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen. Wiesbaden, Westdeutscher Verlag.

**Seipel, C./Rippl, S.**, 2000: Ansätze der Rechtsextremismusforschung – Ein empirischer Theorievergleich. Zeitschrift für Sozialisationsforschung und Erziehungssoziologie, 20 (3), S. 303-318.

**Tanaka, J.S.**, 1993: Multifaceted Conceptions of Fit in Structural Equation Models. In: **Bollen, K.A./Long, J.S. (eds.)**: Testing Structural Equation Models. Newbury Park, Sage.

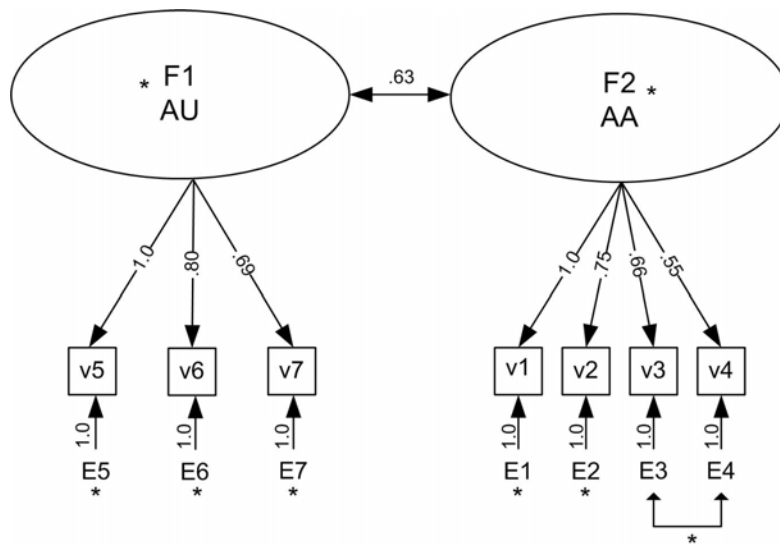
**Urban, D./Singelmann, J.**, 1997: Die soziale Vererbung von Ausländer“feindlichkeit“. Eine empirische Längsschnittanalyse der intra- und intergenerativen Transmission von sozialen Einstellungen. SISS (Schriftenreihe des Instituts für Sozialforschung der Universität Stuttgart) Nr. 2/1997.

**Urban, D./Mayerl, J.**, 2003: Wie viele Fälle werden gebraucht? Ein Monte-Carlo-Verfahren zur Bestimmung ausreichender Stichprobengrößen und Teststärken (power) bei Strukturgleichungsanalysen mit kategorialen Indikatorvariablen. ZA-Information 53, S. 42-69.

**West, S.G./Finch, J.F./Curran, P.J.**, 1995: Structural Equation Models With Nonnormal Variables: Problems and Remedies. In: **Hoyle, R.H. (edt.)**: Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications. Thousand Oaks, Sage.

## Anhang

### A1: Konfirmatorische Faktoranalyse

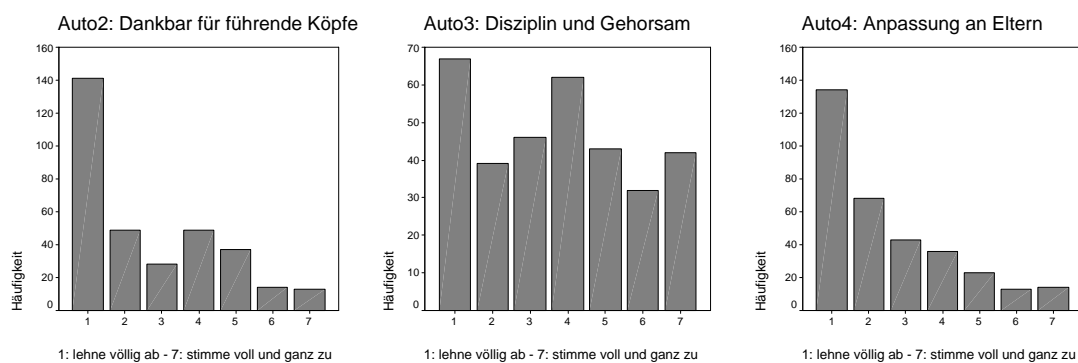


Erläuterung: AU = Autoritarismus, AA = Ausländerablehnung,  
aus Identifikationsgründen Fixierung der Pfade v5/F1 und v1/F2 auf 1.0

Independence- $\chi^2$ (df=21, n=336)	716.658 (Null-Modell)
$\chi^2$ (df=12, n=336)	17.651, p = .127
S-B-SCALED- $\chi^2$ (df=12, n=336)	14.204, p = .288
CFI	.992
CFI (Robust)	.996

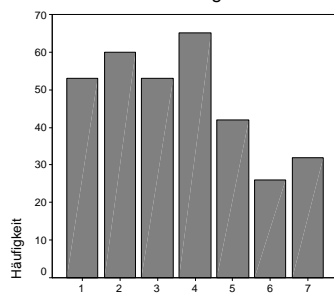
### A2: Univariate Verteilungen der Indikatorvariablen

#### Autoritarismus



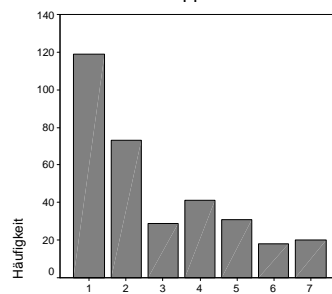
## Ausländerablehnung

Ausl1: Politiker sorgen sich zu sehr



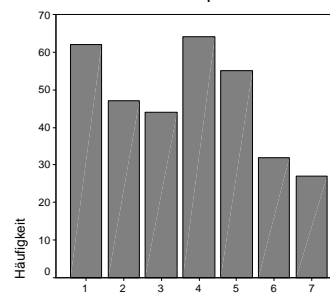
1: lehne völlig ab - 7: stimme voll und ganz zu

Ausl2: Bei knapper Arbeit



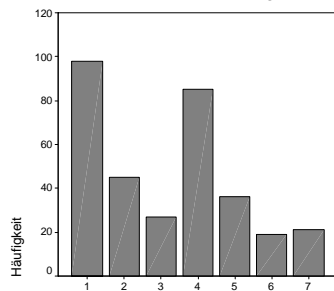
1: lehne völlig ab - 7: stimme voll und ganz zu

Ausl3: Ausländer provozieren



1: lehne völlig ab - 7: stimme voll und ganz zu

Ausl5: Ausländer belästigen



1: lehne völlig ab - 7: stimme voll und ganz zu

## A3: Unstandardisierte und standardisierten Faktorladungen der Messmodelle

Konstrukt		Indikator	Faktorladungen	
			unstandardisiert (mit Standardfehler und Test-Statistiken)	standardisiert
AA	➔	V1 (Ausl1)	1.00♦	0.73**
	➔	V2 (Ausl2)	1.05** (0.09, 11.09)	0.75**
	➔	V3 (Ausl3)	0.91** (0.09, 10.01)	0.66**
	➔	V4 (Ausl5)	0.76** (0.09, 8.45)	0.55**
AU	➔	V5 (Auto2)	1.00♦	0.62**
	➔	V6 (Auto3)	1.45** (0.14, 10.09)	0.82**
	➔	V7 (Auto4)	1.07** (0.11, 9.53)	0.70**

Erläuterung: AA = Ausländerablehnung, AU = Autoritarismus; ♦ aus Identifikationsgründen fixiert auf 1.0, \*\* signifikant ( $p < 0.05$ )



**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart  
bisher sind erschienen:**

- No. 1/1994 "Vertrauen" - soziologisch betrachtet. Ein Beitrag zur Analyse binärer Interaktionssysteme.  
Peter Antfang, Dieter Urban
- No. 2/1994 Report on the German Machine Tool Industry.  
Frank C. Englmann, Christian Heyd, Daniel Köstler, Peter Paustian  
with the assistance of Susanne Baur and Peter Bergmann
- No. 3/1994 Neue württembergische Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht.  
Udo Kornblum
- No. 4/1994 Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht aus den neuen Bundesländern.  
Udo Kornblum
- No. 1/1995 Die Bedeutung Neuronaler Netze in der Ökonomie.  
Hermann Schnabl
- No. 2/1995 Regionale Strukturprobleme.  
Sammelband der Beiträge zum Symposium vom 13. und 14. Oktober 1994.  
Frank C. Englmann (Hrsg.)
- No. 3/1995 Latent Attitude Structures Directing the Perception of New Technologies.  
An Application of SEM-Methodology to the Construction of Attitude  
Measurement Models Related to Technologies of Prenatal Genetic  
Engineering and Testing.  
Dieter Urban
- No. 4/1995 Handbuch zur empirischen Erhebung von Einstellungen/Kognitionen zur Bio- und Gentechnologie (inklusive Diskette)  
(zweite, überarbeitete und erweiterte Auflage)  
Uwe Pfenning, Dieter Urban, Volker Weiss
- No. 5/1995 Social Indicators in a Nonmetropolitan County: Testing the Representativeness of a Regional  
Nonrandom Survey in Eastern Germany.  
Dieter Urban, Joachim Singelmann
- No. 1/1996 Jugend und Politik im Transformationsprozeß. Eine Fallstudie zur Stabilität  
und Veränderung von politischen Einstellungen bei ostdeutschen  
Jugendlichen zwischen 1992 und 1995.  
Dieter Urban, Joachim Singelmann, Helmut Schröder
- No. 2/1996 Einstellungsmessung oder Einstellungsgenerierung? Die Bedeutung der  
informationellen Basis bei Befragten für die empirische Rekonstruktion von  
Einstellungen zu gentechnischen Anwendungen.  
Martin Slaby
- No. 1/1997 Gentechnik: „Fluch oder Segen“ versus „Fluch und Segen“.  
Bilanzierende und differenzierende Bewertungen der Gentechnik in der  
öffentlichen Meinung.  
Dieter Urban und Uwe Pfenning

(Fortsetzung ...)

**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart  
bisher sind erschienen (Fortsetzung):**

- No.2/1997 Die soziale Vererbung von Ausländer“feindlichkeit“. Eine empirische Längsschnittanalyse der intra- und intergenerativen Transmission von sozialen Einstellungen.  
Dieter Urban und Joachim Singelmann
- No. 3/1997 Politische Sozialisation im Transformationsprozeß: Die Entwicklung demokratiebezogener Einstellungen von ostdeutschen Jugendlichen und deren Eltern zwischen 1992 und 1996.  
Barbara Schmidt, Dieter Urban, Joachim Singelmann
- No.1/1998 Bewertende Einstellungen zur Gentechnik: ihre Form, ihre Inhalte und ihre Dynamik. Kurzbericht zu Ergebnissen des Forschungsprojektes „Einstellungen zur Gentechnik“.  
Dieter Urban, Uwe Pfenning, Joachim Allhoff
- No.2/1998 Technikeinstellungen: gibt es die überhaupt? Ergebnisse einer Längsschnittanalyse von Bewertungen der Gentechnik.  
Dieter Urban
- No.3/1998 Zur Interaktion zwischen Befragten und Erhebungsinstrument. Eine Untersuchung zur Konstanz des Meinungsurteils von Befragten im Interviewverlauf.  
Martin Slaby
- No.1/1999 Role Models and Trust in Socio-Political Institutions: A Case Study in Eastern Germany, 1992-96.  
Joachim Singelmann, Toby A. Ten Ayck, Dieter Urban
- No.1/2000 Die Zufriedenheit von Stuttgarter Studierenden mit ihrer Lebens- und Wohnsituation. Erste deskriptive Ergebnisse einer sozialwissenschaftlichen Studie zu allgemeinen und bereichsspezifischen Zufriedenheiten der Studierenden des Campus Vaihingen und des Campus Hohenheim.  
Projektgruppe Campus: Slaby, M.; Grund, R.; Mayerl, J.; Noak, T.; Payk, B.; Sellke, P.; Urban, D.; Zudrell, I.
- No.2/2000 Längsschnittanalysen mit latenten Wachstumskurvenmodellen in der politischen Sozialisationsforschung.  
Dieter Urban
- No.1/2001 Unser „wir“ - ein systemtheoretisches Modell von Gruppenidentitäten.  
Jan A. Fuhse
- No.2/2001 Differentielle Technikakzeptanz, oder: Nicht immer führt die Ablehnung einer Technik auch zur Ablehnung ihrer Anwendungen.  
Eine nutzentheoretische und modell-statistische Analyse.  
Martin Slaby, Dieter Urban
- No.3/2001 Religiosität und Profession. Longitudinale Analysen zur Entwicklung des religiösen Selbstbildes bei Erzieherinnen.  
Heiko Lindhorst
- No.4/2001 Ist Glück ein affektiver Sozialindikator subjektiven Wohlbefindens?  
Dimensionen des subjektiven Wohlbefindens und die Differenz zwischen Glück und Zufriedenheit.  
Jochen Mayerl

(Fortsetzung ...)

**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart  
bisher sind erschienen (Fortsetzung):**

- No.1/2002 Risikoakzeptanz als individuelle Entscheidung.  
Zur Integration der Risikoanalyse in die nutzentheoretische  
Entscheidungs- und Einstellungsforschung.  
Martin Slaby, Dieter Urban
- No.2/2002 Vertrauen und Risikoakzeptanz. Zur Relevanz von Vertrauen  
bei der Bewertung neuer Technologien.  
Martin Slaby, Dieter Urban
- No.3/2002 Probleme bei der Messung individueller Veränderungsraten.  
13 empirisch und methodisch induzierte Effekte, die es schwierig machen,  
Veränderungen von generalisierten Bewertungen zu ermitteln.  
Dieter Urban
- No.1/2003 Systeme, Netzwerke, Identitäten. Die Konstitution sozialer Grenzziehungen  
am Beispiel amerikanischer Straßengangs.  
Jan A. Fuhse
- No.2/2003 Können Nonattitudes durch die Messung von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden?  
Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews.  
Jochen Mayerl
- No.1/2004 Erhöht ein Opfer-Täter-Zyklus das Risiko, Sexualstraftaten als pädosexuelle Straftaten zu begehen?  
Ergebnisse einer ereignisanalytischen Pilotstudie  
Dieter Urban, Heiko Lindhorst
- No.1/2005 Persönliche Netzwerke in der Systemtheorie  
Jan A. Fuhse
- No.2/2005 Analyzing cognitive processes in CATI-Surveys with response latencies:  
An empirical evaluation of the consequences of using different  
baseline speed measures.  
Jochen Mayerl, Piet Sellke, Dieter Urban
- No.1/2006 Ist Bildung gleich Bildung? Der Einfluss von Schulbildung auf ausländerablehnende Einstellungen in  
verschiedenen Alterskohorten.  
Klaus Hadwiger